



Academia. Revista Latinoamericana de
Administración

ISSN: 1012-8255

esalgado@uniandes.edu.com

Consejo Latinoamericano de Escuelas de
Administración
Organismo Internacional

Agudelo, Diego A.; Gutiérrez, Ángelo
Anuncios macroeconómicos y mercados accionarios: el caso latinoamericano
Academia. Revista Latinoamericana de Administración, núm. 48, 2011, pp. 46-60
Consejo Latinoamericano de Escuelas de Administración
Bogotá, Organismo Internacional

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=71623420005>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

ANUNCIOS MACROECONÓMICOS Y MERCADOS ACCIONARIOS: EL CASO LATINOAMERICANO*

MACROECONOMIC NEWS AND THE STOCK MARKET: THE CASE OF LATIN AMERICA

Diego A. Agudelo

Universidad EAFIT, Medellín, Colombia
dagudelo@eafit.edu.co

Ángelo Gutiérrez

Universidad EAFIT, Medellín, Colombia
agutie28@eafit.edu.co

RESUMEN

¿Reflejan los mercados accionarios los fundamentales macroeconómicos de un país? La hipótesis de eficiencia semifuerte (Fama, 1970) implica que los mercados accionarios deben reaccionar inmediatamente, y sin sobre ni subreacción predecible, a las sorpresas en los anuncios macroeconómicos relevantes. Ponemos a prueba esta implicación en los seis principales mercados accionarios de Latinoamérica: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú ante los anuncios de inflación, tasa de interés del banco central, Producto Interno Bruto (PIB), balanza comercial y desempleo. Se discute el efecto esperado de una sorpresa en el anuncio de cada variable económica. Siguiendo a Flannery y Protopapadakis (2002), se estima el efecto sobre la media y la volatilidad de los rendimientos de dichos anuncios mediante modelos de serie de tiempo univariados de volatilidad heterocedástica controlando por los efectos de los rendimientos de índices internacionales y de la tasa de cambio. Entre los principales hallazgos se encuentra que los efectos de los anuncios solo son significativos y con el signo esperado para la inflación en México, para la tasa de interés en Chile y Colombia y para el desempleo en estos tres mercados. Se encuentra además que, en determinados casos, los mercados no incorporan toda la información en el día del anuncio y en otros, que reaccionan ante el anuncio en sí mismo controlando por la sorpresa, contrario a lo postulado por la hipótesis de eficiencia de mercado. Se concluye que los mercados accionarios latinoamericanos solo reaccionan parcialmente a la información macro, y no con total eficiencia.

Palabras clave: mercados accionarios, anuncios macroeconómicos, macroeconomía, eficiencia de mercado, modelos ARCH-GARCH, modelos de serie de tiempo, mercados accionarios latinoamericanos.

ABSTRACT

Do stock markets reflect changes to macroeconomic fundamentals? According to the semi-strong form of the Efficient Market Hypothesis (EMH, Fama, 1970), stock prices should react immediately to the surprise content in macroeconomic announcements, without any predictable over or under reaction. We tested this in the six of the main Latin-American equity markets: Argentina, Brazil, Chile, Colombia, México, and Peru, for the announcements of Consumer Price Inflation, Central Bank interest rate, GDP growth, Trade Balance and Unemployment rate. Following Flannery and Protopapadakis (2002), we estimate the effect of the surprises of such announcements using time series models of conditional volatility, exchange rate control, and international stock markets. We found that the effects on the market returns are significant and with the expected sign only for announcements of the CPI in Mexico, for the interest rate in Chile and Colombia, and for Unemployment in those three markets. In some cases the stock markets incorporate the announcement with a lag, whereas in others, and in opposition to EMH, they react to the announcement rather than to the surprise content. We conclude that the Latin-American stock markets react only partially to the macroeconomic announcements and do not fully incorporate the new information efficiently.

Key words: Stock markets, macroeconomic announcements, macroeconomics, efficient market hypothesis, ARCH-GARCH models, time series models, Latin American stock markets.

* Los comentarios aquí expresados son responsabilidad de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

1. Introducción

Se espera que los mercados financieros y, en particular, los mercados accionarios reflejen en sus precios de transacción el valor económico fundamental de las empresas que en ellos listan. De esta manera, dichos precios se constituyen en indicadores del desempeño actual y futuro de la firma, a la vez que permiten el monitoreo de su gerencia y, tomados en conjunto, facilitan la eficiente asignación de recursos de la economía (Merton, 1995).

Esta premisa es la base para la hipótesis de eficiencia de los mercados, planteada por Fama (1970). En particular, la hipótesis de eficiencia semifuerte establece que los precios de las acciones deben incorporar a cada momento toda la información pública relevante para el valor de la empresa. Esto incluye, pero no se limita, a las series históricas de precios y volúmenes de transacción, reportes contables, información eventual reportada por la empresa, resultados de la competencia, fallos jurídicos y administrativos y, por supuesto, la información macroeconómica relevante.

Es razonable asumir que el estado general de la macroeconomía afecte el desempeño general de las acciones. El desempeño general de la economía determina en buena parte el crecimiento de la demanda de los mercados de las empresas, los niveles de tasas de interés afectan a las empresas vía el costo de capital y los efectos sobre la demanda agregada, el comportamiento de la tasa de cambio tiene un efecto directo en empresas con una exposición neta al sector externo, por poner solo tres claros factores determinantes. Por otro lado, los modelos de valoración de activos como el Capital Asset Pricing Model (CAPM) o el Arbitrage Pricing Theory (APT) modelan los rendimientos de las acciones como función de uno o varios factores sistémicos de riesgo, que explican buena parte de la variación observada de los rendimientos y determinan su comportamiento esperado en condiciones de equilibrio (Elton y Gruber, 2006).

Sin embargo, la evidencia empírica ha demostrado que los movimientos de los precios de las acciones no siempre corresponden con cambios en los fundamentales. Shiller (1981) reportaba que la volatilidad excesiva de

los precios de las acciones no parece corresponder razonablemente con la volatilidad de los fundamentales: flujos de caja de las empresas y tasas de interés. Así mismo, los escritores de la historia financiera de occidente han reportado la repetitiva aparición de burbujas en los mercados accionarios: períodos donde persistentemente los precios se alejan de lo que parecen ser niveles razonables de los valores fundamentales (Chancellor, 2000; Shiller, 2006).

El objetivo de este estudio es reportar los hallazgos de los efectos de los anuncios macroeconómicos sobre los índices de los seis mercados accionarios más importantes de Latinoamérica por capitalización de mercado y volumen transado. La importancia de este estudio reside al menos en tres aspectos. Primero, la literatura de finanzas internacionales ha reportado evidencia en el sentido de que los mercados emergentes son menos eficientes que los desarrollados (Griffin, Kelly y Nardari, 2010). Esta menor eficiencia ha sido explicada por una menor sofisticación en términos de actividad bursátil, profundidad, producción de información relevante y presencia de especuladores (Bodie, Kane y Marcus, 2005). La aquí presentada es una prueba de eficiencia en un grupo de mercados accionarios emergentes ante el mismo conjunto de información pública. En este sentido, eventuales patrones de ineficiencia asociados a noticias macro, significativos desde el punto de vista estadístico y económico, pueden resultar de interés para especuladores en estos mercados, cuyas estrategias al buscar estas rentabilidades extraordinarias llevarían a los mercados a mayores niveles de eficiencia.

Segundo, como se mencionó previamente, la identificación de variables macroeconómicas determinantes de los rendimientos accionarios permiten caracterizarlas como posibles factores de riesgo para los mercados (véase, por ejemplo, Flannery y Protopapadakis, 2002). De hecho, el estudio de Chen, Roll y Ross (1986) propone los cambios no esperados en las variables macro de inflación, tasa de interés, producción industrial, prima de riesgo, prima de plazo y precios del petróleo como posibles factores de riesgo sistémico para el mercado accionario.

Finalmente, este estudio permitirá poner a prueba las implicaciones de las relaciones

teóricas entre las variables macroeconómicas y los mercados accionarios, que han sido ampliamente examinadas en los mercados de valores de los Estados Unidos (entre otros, Arshanapalli, d'Ouille, Fabozzi y Switzer, 2006; Bernanke y Kuttner, 2005; Flannery y Protopapadakis, 2002), Europa (Hanousek, Kocenda y Kutan, 2009; Laopodis, 2011) y Australia (Kim y Nguyen, 2008). Hasta la fecha, no conocemos estudios similares publicados para los mercados accionarios latinoamericanos, pero un precedente no publicado es el trabajo de Álvarez y Osorno (2009).

Concretamente, este artículo presenta los resultados del estudio de la reacción de los mercados accionarios de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú a los anuncios de un grupo de variables macroeconómicas que incluyen la inflación, el PIB, el empleo, la tasa de interés de referencia del banco central y la balanza de pagos¹. Esta reacción se estima tanto en la media como en la varianza de los rendimientos de los principales índices, empleando modelos de series de tiempo univariados de varianza condicional, incorporando como variables de control el rendimiento de los mercados internacionales y la devaluación.

2. Marco conceptual

2.1. Implicaciones de la hipótesis de eficiencia de mercado

La hipótesis de eficiencia de mercado (HEM), tal como la expone Fama (1970), postula que los precios de los activos financieros reflejan toda la información relevante a su valor económico y, de forma inmediata, una vez la información se revela. La información relevante puede ser específica de la compañía o industria respectiva, pertenecer a la economía en la que está adscrita o corresponder a factores de orden internacional. La HEM depende de la existencia

de agentes racionales en los mercados financieros que buscan activamente nueva información, la analizan, estiman su efecto sobre los precios de los activos y transan de acuerdo con ella, llevando los activos a niveles de precios que reflejen dicha información. La competencia entre estos agentes asegura que la nueva información es explotada casi inmediatamente, conduciendo los precios a los nuevos niveles de equilibrio (Bodie *et al.*, 2005, p. 372).

La HEM implica que los precios reaccionarán solamente al componente de información nueva de los anuncios económicos relevantes. Para ilustrar esto, supongamos que los mercados accionarios reaccionan positivamente ante aumentos de la variable Y , que el día t una agencia gubernamental declara el valor Y_t para dicha variable, y que la expectativa previa del mercado era en promedio de $E[Y_t]$ para dicha variable. La HEM implica que previo al anuncio en los precios de mercado ya se habrá incorporado el valor de la expectativa $E[Y_t]$, que el mercado reaccionará en t , no ante el valor mismo de y_t , ni ante la expectativa $E[Y_t]$, sino ante la diferencia $y_t = Y_t - E[Y_t]$ lo que en el argot bursátil se conoce como la sorpresa. Es decir, los precios no reaccionarán al alza (baja) ante un valor alto (bajo) de Y_t , sino a un valor positivo (negativo) de $y_t = Y_t - E[Y_t]$ (Flannery y Protopapadakis, 2002).

Otra implicación de la HEM es que el efecto de la sorpresa y_t , si existe, debe ser contemporáneo en t con el anuncio, no rezagado (en $t + 1$, $t + 2...$), porque esto implicaría que los agentes no reaccionen con la debida rapidez, ni anticipado ($t - 2$, $t - 1$), porque sugeriría filtración anticipada del anuncio (Pearce y Roley, 1985).

Por otro lado, es preciso anotar que estos patrones de predictibilidad no son en sí mismos pruebas de ineficiencia de mercado si no pueden ser explotados de manera económicamente significativa por los agentes del mercado (Fama, 1970). En este sentido, deben tenerse en cuenta los costos de transacción identificados por la literatura de microestructura de mercados, tales como comisiones, tarifas, margen oferta y demanda e impacto en el precio (Goyenko, Holden y Trzcinka, 2009), en una eventual estrategia que pretenda explotar la predictibilidad identificada.

¹ El mercado accionario de Venezuela, que ha sido incluido en estudios previos al 2000, se descarta porque para el período de estudio ha experimentado una gran pérdida de profundidad y liquidez, por estar enmarcado en una economía con serios problemas para la inversión (muy alta inflación, tasa de cambio paralela y control de capitales) y porque varias de sus series económicas han dejado de ser cubiertas por Bloomberg.

Los primeros estudios que han puesto a prueba la HEM en los mercados accionarios de Estados Unidos ante anuncios macroeconómicos han reportado resultados contradictorios. Por una parte Waud (1970) encuentra una respuesta contemporánea con los cambios de tasas de interés y Pearce y Roley (1985) ante los cambios en la liquidez macroeconómica, pero Schwert (1981) documenta reacciones rezagadas a los anuncios de inflación. Ahora bien, los estudios más recientes que emplean datos intradiarios tales como Adams, McQueen y Wood (2004), Wongswan (2006), Hanousek *et al.* (2009) y Evans (2011), presentan evidencia de reacciones en pocos minutos después de anuncios de inflación.

2.2. Efectos teóricos de los anuncios sobre el nivel de precios

El modelo básico de valoración de acciones de Gordon (1962) ofrece un marco general para estudiar las implicaciones teóricas de los anuncios macroeconómicos en los precios de las acciones. El modelo puede resumirse en la ecuación (1):

$$V_0 = D_0 (1 + g) / (k - g) \quad (1)$$

En la que se estima el valor económico V_0 de una acción como el valor presente de una serie perpetua de dividendos que crecen a una tasa constante. Este valor presente se sintetiza en la ecuación (1), donde g es la tasa de crecimiento a largo plazo, D_0 es el dividendo recibido al final del año 0, y k la tasa de descuento. En teoría, los factores macroeconómicos afectarán el valor económico V_0 vía su efecto en el crecimiento de los flujos de efectivo futuros (g) o la tasa de descuento (k). Además, dentro de la HEM, el precio de la acción debe ser un estimador insesgado de V_0 , con lo cual las noticias macroeconómicas deben afectar el precio de las acciones. A continuación discutiremos los efectos esperados de las tasas de interés, inflación, PIB y otras medidas de desempeño económico en los precios de las acciones.

En primer lugar discutamos el efecto esperado de la tasa de interés sobre los precios de las acciones. En los modelos de valoración de activos como el CAPM o el APT (Elton y Gru-

ber, 2006) la tasa de interés libre de riesgo es un factor que afecta directamente el rendimiento esperado en equilibrio por un activo financiero especulativo por simple efecto de sustitución entre renta fija y renta variable. De esta manera, a mayor tasa de interés libre de riesgo, mayor será el costo de capital (k) y menor será V_0 en el modelo (1) (Bernanke y Kuttner, 2005). A este efecto podemos agregar otros dos: primero, un efecto directo en el estado de resultados, ya que los costos financieros para las empresas industriales típicamente aumentan con las tasas de interés; segundo, un aumento en las tasas de interés reales suele tener efectos sobre las expectativas de inflación futura y la actividad económica en el mediano plazo (Bodie *et al.*, 2005). Evidencia de esta relación inversa entre las tasas de interés y los precios del mercado accionario ha sido reportada, entre otros, en Estados Unidos por Bernanke y Kuttner (2005) y Jansen y Tsai (2010), en Europa por Laopodis (2011), en Australia por Sadegi (1992) y Kim y Nguyen (2008) y en Colombia por Rojo y Rojo (2008). El efecto de la inflación sobre los precios de las acciones requiere reexpresar (1) en función de las tasas de interés y de crecimiento reales, k_r y g_r , respectivamente, las cuales dependen a su vez de las tasas nominales una vez descontado el efecto de la inflación esperada $E[inf]$ ², con lo que la expresión del valor económico de la acción queda:

$$V_0 = D_0 (1 + g_r) / (k_r - g_r) \quad (2)$$

En principio, el término $E[inf]$ se cancela del numerador y denominador de la expresión (2), por lo que podría concluirse que la inflación esperada no debería tener un efecto sobre los precios de las acciones. Dicho de otro modo, una mayor inflación no afectaría los precios de las acciones, ya que conllevaría a mayores tasas de descuento nominales, que se cancelarían con las mayores tasas de crecimiento nominales. Sin embargo, esto presupone que la inflación esperada no afecta a las tasas reales k_r y g_r , lo cual no es necesariamente cierto. De hecho, se ha reportado una relación negativa entre

2 Específicamente: $k_r = (1 + k) / (1 + E[inf]) - 1$ y por su parte, $g_r = (1 + g) / (1 + E[inf]) - 1$.

anuncios de inflación y los precios de las acciones en diferentes estudios, tanto en Estados Unidos (Adams *et al.*, 2004; Flannery y Protopapadakis, 2002; Kim, McKenzie y Faff, 2004; Rangel, 2011; Schewert, 1981) como en Australia (Sadegi, 1992) e Israel (Amihud, 1996). Al menos cuatro diferentes efectos pueden explicar esta relación negativa.

Primero, las prácticas contables generalmente establecidas requieren que la depreciación, amortizaciones e inventarios se contabilicen a precios históricos, en lugar de precios de reposición, contribuyendo a mayores utilidades en períodos de inflación positiva, y por ende a mayores impuestos a la renta, sin que esto represente mayores utilidades reales (Feldstein, 1980). Segundo, cuando la inflación es generada por un choque de oferta (por ejemplo, un incremento de los precios del petróleo o una catástrofe natural) suele conllevar una reducción en el crecimiento real de las utilidades y dividendos (Fama, 1981). Los dos factores mencionados implican que una mayor inflación esperada acarrea una menor g , y por tanto menores precios en (2).

Tercero, en los países con políticas monetarias de inflación objetivo, una mayor inflación esperada probablemente inducirá al banco central a reaccionar aumentando las tasas de interés de referencia (Pearce y Roley, 1985). Finalmente, una mayor inflación puede ser asociada a mayores niveles de incertidumbre macroeconómica y riesgo sistémico, particularmente en niveles altos de inflación, lo que llevaría a un aumento de la prima de riesgo del mercado accionario, con el consiguiente aumento en el costo de capital (Malkiel, 1996). Estos dos factores conllevan a que una mayor inflación esperada conduzca a mayores tasas de interés reales k_r y a menores precios en (2).

Por su parte, la relación teórica entre los precios de las acciones y el crecimiento del PIB, es menos clara de lo que puede parecer a primera vista. En principio un mayor crecimiento del PIB debería estar asociado a mayores utilidades de las empresas, mayor g , y a mayores precios de las acciones en (2). Por otro lado, crecimientos excesivos del PIB podrían estar asociados

a un recalentamiento de la economía, a mayor demanda de recursos y a una eventual política contraccionista, todo lo cual conllevaría mayores tasas de interés reales k_r (Gilbert, 2011), y en consecuencia, a menores precios de las acciones en (2). De esta forma, tomado en conjunto, el efecto del PIB es ambiguo y eventualmente condicionado al ciclo económico (Bartolini, Goldberg y Sacarny, 2008). Este razonamiento también sería aplicable a otras variables macro indicativas del nivel de actividad económica, como el desempleo, la producción industrial o la balanza comercial. La evidencia empírica también refleja esta ambigüedad. Schwert (1981) en Estados Unidos, reporta una relación directa entre los anuncios del PIB y los precios de las acciones mientras que Rangel (2011) no encuentra efectos. Por su parte, Laopodis (2011) reporta en Francia y Alemania, en una muestra previa a la aparición del euro, una reacción positiva de los mercados accionarios a choques de producción industrial, pero en Estados Unidos, los resultados cambian de signo al tomar el período antes o después de la aparición del euro.

La noción de que el comportamiento de los rendimientos accionarios antes de las noticias macroeconómicas pueda variar alrededor del ciclo económico es discutida en detalle por Gilbert (2011): “En lo profundo de una recesión, un aumento en la nómina es típicamente buenas nuevas, porque indica que las firmas están vinculando en expectativa de una mayor demanda de los consumidores. En contraste, lo que aparentemente suelen ser buenas noticias para la economía, en términos de producción industrial o empleo, suelen ser malas noticias para los mercados accionarios, lo cual se explica porque en promedio, la economía está en un ciclo expansivo la mayor parte del tiempo, aunque dicha relación se revierta en las recesiones” (p. 115-116). En consecuencia, en el modelo empírico se explorarán las diferentes reacciones de los mercados a los anuncios en época de recesión. En particular, se espera que, en períodos de recesión, el efecto de incrementos inesperados en el PIB o en la balanza comercial sea positivo sobre las acciones, pero negativo para incrementos inesperados del desempleo.

2.3. Efectos esperados de las variables de control

Una correcta especificación de un modelo de rendimientos accionarios requiere la incorporación de las variables de rendimiento de la tasa de cambio y de rendimientos de mercados internacionales, conocidas por su fuerte correlación contemporánea con la variable a modelar, como en Agudelo y Castaño (2011).

Se espera una relación inversa entre los rendimientos de la tasa de cambio y del mercado accionario la cual suele explicarse como consecuencia de dos efectos. Primero, la hipótesis de rebalanceo de portafolios (Branson, 1983; Frankel, 1983) explica que, en un país determinado, las inversiones en acciones locales realizadas en moneda extranjera son percibidas como sustitutos tanto por los inversionistas locales, como por los extranjeros, de tal manera que una expectativa al alza (a la baja) de una de ellas suele estar relacionada con la expectativa opuesta en la otra. Segundo, la evidencia anecdótica indica que un efecto positivo (negativo) en el riesgo país suele estar asociado tanto con rendimientos positivos (negativos) en las acciones locales como con revaluación (devaluación) de la moneda local con la divisa de referencia. Soportando esta relación negativa, se tienen los trabajos de Muller y Verschoor (2007) para siete países de Asia, y Agudelo y Castaño (2011) en los seis países latinoamericanos del presente estudio³.

Por otro lado, se espera una relación directa entre los rendimientos del mercado accionario de un país latinoamericano y los rendimientos de los mercados internacionales. Esto se debe a la existencia de factores sistémicos en el mundo que afectan a todos los mercados bursátiles en menor o mayor grado (Harvey, 1991). En particular, para el caso de los mercados accionarios latinoamericanos, diversos estudios han reportado una relación directa con los rendimientos del mercado norteamericano, que ha venido creciendo en el tiempo, en particular después de la liberación de los mercados (Agu-

delo y Castaño, 2011; Benelli y Ganguly, 2007; Lucey y Zhang, 2007).

2.4. Efectos sobre la volatilidad

En el contexto de los modelos de valoración de activos, como el CAPM, el Consumption Capital Asset Pricing Model (CCAPM) y el APT, la incertidumbre frente a una determinada variable macroeconómicas representa una fuente de riesgo sistémico en la medida en que afecta al mercado accionario en general (Flannery y Protopapadakis, 2002). En este sentido, se espera que la volatilidad del mercado accionario aumente con una mayor volatilidad en variables macro que sean consideradas fuente de riesgo sistémico, y en particular en los correspondientes días de anuncios. En el primer sentido, Diebold y Yilmaz (2010) reportan que la volatilidad macroeconómica está asociada a mayor volatilidad en los mercados accionarios de 40 países, incluyendo los seis de este estudio. En un contexto más focalizado Arshanapalli *et al.* (2006) reportan una mayor volatilidad de las acciones en los días de anuncios macroeconómicos, que si bien transitoria, efectivamente incrementa la prima de riesgo. Evidencia adicional en Estados Unidos de este mismo fenómeno ha sido presentada por Graham, Nikkinen y Sahlström (2003), Vahama (2009) y Laopodis (2011). Por el contrario, Flannery y Protopapadakis (2002), también para Estados Unidos, reportan que la volatilidad de las acciones no cambia en los días de anuncios de un grupo de variables macroeconómicas. En cuanto a mercados emergentes, Chinzara (2011) reporta transmisión de la incertidumbre macroeconómica, medida como la volatilidad en tasas de interés y tasa de cambio, a la volatilidad del mercado accionario surafricano.

3. Modelo empírico y series de datos

El modelo empírico está basado parcialmente en Flannery y Protopapadakis (2002) quienes estiman el impacto de anuncios macroeconómicos en índices accionarios con modelos de heterocedasticidad condicional (Enders, 1995). Otros artículos con modelos similares son Kim *et al.* (2004), Arshanapalli *et al.* (2006), Kim *et al.* (2008), Chinzara (2011) y Agudelo y Castaño (2011).

3 El efecto opuesto, una relación directa entre devaluación y rendimientos accionarios propuesto por Dornbusch y Fischer (1980), se basa en el supuesto de que las empresas en el mercado accionario son predominantemente exportadoras, pero no es soportado por la evidencia.

Concretamente, para explorar el impacto de las sorpresas de los anuncios en los rendimientos de los distintos índices bursátiles, se modelan los rendimientos logarítmicos diarios r_t de cada uno de los seis mercados accionarios de la muestra, utilizando modelos de la familia ARMAX(p,q)-GARCH(r,s) o ARMAX(p,q)-EGARCH(r,s), con efectos exógenos en la varianza. La ecuación de la media será:

$$r_t = c_0 + \sum_{i=1}^N c_i y_{it} + \sum_{i=1}^N d_i y_{it-1} + \sum_{i=1}^N e_i E_{t-1}(Y_{it}) + \sum_{i=1}^N f_i y_{it-1} \times D_{reces} + \sum_{i=1}^K \beta_i X_{it} + \sum_{i=1}^p \rho_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^q \varphi_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Donde y_{it} es la sorpresa en el anuncio en la i -ésima variable macroeconómica, definida previamente como $y_{it} = Y_{it} - E_{t-1}(Y_{it})$, $E_{t-1}(Y_{it})$, es la expectativa sobre el valor anunciado en dicha variable en el día del anuncio, y_{it-1} es el valor de la sorpresa en la i -ésima variable el día anterior y X_{it} representa cada una de las K variables de control. En esta ecuación, se incluye en la media de los rendimientos efectos AR de orden p y MA, de orden q , necesarios para garantizar que el residual ε_t sea ruido blanco.

Inicialmente el interés se centra en los coeficientes c_i que expresan el efecto sobre los rendimientos de las sorpresas de las variables macroeconómicas. Específicamente, se dispone de una amplia serie de anuncios, para los seis países, de la inflación y el PIB. Para una muestra más corta se incluye la tasa de interés de referencia del banco central, los anuncios del desempleo y de la balanza comercial. Por la discusión planteada en la sección anterior, se espera que los coeficientes de la inflación y la tasa de interés sean negativos, mientras que existe ambigüedad frente al signo de los coeficientes de variables de actividad económica, que en este caso son el PIB, el desempleo y la balanza comercial. Por otro lado, desde la HEM se espera que los coeficientes d_i del anuncio del día anterior y e_i , del valor esperado, no sean estadísticamente diferentes de cero.

Además, se agrega el efecto f_i de variables interactivas $y_{it} \times D_{reces}$ entre la sorpresa de los

anuncios macroeconómicos y una *dummy* que identifica los períodos de recesión. Esto permite estimar si los anuncios tienen un efecto diferencial sobre los rendimientos en la fase de contracción del ciclo económico, como fue evidenciado para Estados Unidos por Gilbert (2011)⁴. De esta forma, el efecto del anuncio en expansión estará dado por el coeficiente c_i , y el efecto en recesión por $c_i + f_i$.

Las variables de control X_{it} , son el rendimiento logarítmico del índice SP500 y la variación logarítmica de la tasa de cambio frente al dólar. Como se mencionó, se espera que el coeficiente del SP500 sea positivo y el de la tasa de cambio sea negativo. Además, la estimación empírica requirió agregar como variable de control una *dummy* por la crisis del 2008, que equivale a uno para los días de septiembre y octubre de dicho año, y cero para los restantes.

La ecuación de la varianza corresponde a alguna de las dos siguientes especificaciones:

$$Var(\varepsilon_t) = \sigma_t^2 = \exp \left(\sum_{i=1}^N \theta_i D_{Anuncio_{it}} + \sum_{i=1}^K \tau_i X'_{it} \right) + \sum_{k=0}^r \alpha_k \varepsilon_{t-k}^2 + \sum_{l=0}^s \delta_l \sigma_{t-l}^2 \quad (4a)$$

$$\ln Var(\varepsilon_t) = \ln \sigma_t^2 = \sum_{i=1}^N \theta_i D_{Anuncio_{it}} + \sum_{i=1}^K \tau_i X'_{it} + \sum_{k=0}^r \alpha_k \varepsilon_{t-k} + \psi_k \left[|\varepsilon_{t-k}| - E(|\varepsilon_{t-k}|) \right] + \sum_{l=0}^s \delta_l \ln(\sigma_{t-l}^2) \quad (4b)$$

La forma funcional específica de las ecuaciones (4a) y (4b) dependerá del tipo de modelo de la familia GARCH que se determina que mejor ajusta el modelo, específicamente GARCH(p,q) (4a) o E-GARCH (p,q) (4b). Se incluyen *dum-*

4 Para definir si una economía está en recesión, se midió el crecimiento del PIB trimestral anualizado (crecimiento del PIB en los últimos cuatro trimestres). Una recesión se define en un cierto trimestre si el crecimiento anualizado es menor al promedio de toda la muestra. La *dummy Drecs* toma el valor de uno para todos los días de dichos trimestres y cero para los restantes. Los resultados no cambian cualitativamente si se utiliza el componente cíclico del PIB obtenido a partir del filtro de Hodrick y Prescott (1997).

mies por día de anuncio de cada una de las N variables $D_{Anuncio_{it}}$. Por otra parte, como variables de control X'_{it} se incluyen las volatilidades implícitas de los rendimientos del SP500 y de la tasa de cambio, estimadas cada una en un modelo GARCH independiente, y la *dummy* de la crisis de 2008 arriba descrita. Como se mencionó, se espera que la volatilidad aumente en los días de anuncios macroeconómicos, y que también aumente con la volatilidad implícita de las variables de control, o equivalentemente, que los coeficientes θ_i y τ_i resulten positivos en (4a) y (4b). Además, se incluyen *dummies* de días y meses en las ecuaciones de la media y la varianza cuando resultan significativas, como es usual en la modelación de rendimientos, pero por simplicidad no se reportan sus valores.

Como es usual, los modelos de media y varianza (3) y (4) se estima la verosimilitud conjunta del modelo por medio de máxima verosimilitud (MLE, por sus siglas en inglés). Se emplean estimaciones robustas de la varianza, siguiendo el estimador sándwich de Huber/White. Se asume además que los errores ε_i siguen una distribución *t*-student con ν grados de libertad, que también son estimados.

Las series de datos fueron obtenidas en su totalidad de Bloomberg. Específicamente, para el rendimiento del mercado accionario se emplearon los índices Morgan Stanley Capital International (MSCI) respectivos en moneda local. El índice internacional de referencia empleado fue el SP500⁵. La base de datos de anuncios macroeconómicos incluye los anuncios de la inflación mensual y del PIB trimestral para los seis países del estudio en el período 2003-2010. Por su parte, los anuncios de la tasa de interés del banco central, el desempleo y la balanza comercial se tienen para los seis países desde 2007 a 2010. Cada anuncio incluye el promedio del valor esperado por un grupo de analistas entrevistados por Bloomberg, el

valor realmente anunciado y la hora y fecha del anuncio.

4. Resultados

Los cuadros 1 y 2 sintetizan los resultados de estimar los modelos (3) y (4) en los rendimientos diarios de los índices MSCI de los seis países latinoamericanos. El cuadro 1 presenta los resultados para el período 2003-2010, denominado muestra completa, que incluyen solo los anuncios de la inflación mensual y PIB trimestral (cuadro 1). Para el período 2007-2010, muestra reducida que se presenta en el cuadro 2, se incluyen además los anuncios de la tasa de interés del banco central, el desempleo y la balanza comercial. No está disponible el dato de tasa de referencia del banco central en Argentina. En la segunda columna de ambos cuadros se incluye el signo esperado teórico del coeficiente de cada variable, de acuerdo con lo discutido arriba.

Los rendimientos fueron correctamente especificados mediante modelos AR(1) EGARCH(1,1) para Chile y Colombia en ambas muestras, en México en la muestra completa y en Argentina en la muestra reducida. En todos estos seis casos se encontró evidencia del efecto de apalancamiento en la volatilidad (Nelson, 1991) lo cual implica que los choques negativos en los rendimientos tienen un mayor efecto en la volatilidad condicional que choques positivos. En todos los demás casos, el modelo correcto encontrado fue el AR(1) GARCH (1,1).

Los efectos de las variables de control en la media son los esperados en su mayor parte. Se encuentra evidencia de un efecto positivo del índice SP500 en los rendimientos de los seis mercados latinoamericanos en ambas muestras, significativo al 1%, y de magnitud alta para todos los países, siendo menor para Colombia. Estos resultados son consistentes con los de estudios previos tales como Lucey y Zhang (2007), Benelli y Ganguly (2007) y Agudelo y Castaño (2011). Por otro lado, el efecto negativo esperado de la devaluación se presenta altamente significativo en Brasil, Chile, Colombia y Perú en ambas muestras, y en Argentina en la muestra completa, consecuente con la hipótesis de rebalanceo de portafolios de Branson (1983) y Frankel (1983), y con estudios empíricos previos

5 La elección del índice internacional es necesariamente arbitraria. Para verificar la robustez de los resultados a la *proxie* de los rendimientos internacionales, realizamos de nuevo las estimaciones utilizando los índices Dow Jones 30 Industriales, MSCI global, el MSCI mercados emergentes, los resultados no varían cualitativamente al emplearlos en lugar del SP500 (resultados disponibles previa solicitud a los autores).

CUADRO 1. Efecto de las sorpresas de los anuncios macroeconómicos en el rendimiento de los índices bursátiles (2003-2010)

Media: rendimiento	Efecto esp.	Argentina	Brasil	Chile	Colombia	México	Perú
<i>Controles</i>							
SP500	+	0,403***	0,34***	0,170***	0,084***	0,342***	0,336***
Tasa de cambio	-	-0,241***	-0,174***	-0,002***	-0,119**	0,028***	-0,271***
Dummy: Crisis 08	-	-0,448**	-0,077	-0,112	-0,343***	-0,029	-0,332*
Sorpesa inflación	-	-0,137	-0,714	0,004	-0,002	-0,55	-0,446
Sorpesa PIB	ambig.	0,075	-0,067	0,547**	-0,094	0,024	0,05
Interacción: inflación-recesión	-	-0,644	1,33	0,209	-0,858***	1,34	0,047
Interacción: PIB-recesión	+	0,194**	0,022	-0,758	0,2001***	-0,085	0,056
Rezago-sorpesa inflación	0	0,433	0,628	-0,246	-0,028	-0,53	-0,228
Rezago-sorpesa PIB	0	-0,101	-0,365	0,249***	-0,163**	-0,139	-0,027
Expectativa: inflación	0	0,0001	0,082	-0,152*	0,119***	-0,208***	0,082
Expectativa: PIB	0	0,0008	-0,0126	-0,008*	0,029	0,024***	-0,013
Constante		0,045***	0,026***	0,025***	0,087***	0,028***	0,052***
<i>Términos autorregresivos</i>							
AR(1)	+	0,066***	0,029*	0,185***	0,141***	0,067***	0,087***
Varianza: rendimiento							
<i>Controles</i>							
Día de anuncio: inflación	+	-4,84	0,368	-0,037	-0,046	-0,364***	0,907***
Día de anuncio: PIB	+	-0,79	0,163	-0,586**	-0,458**	-2,09	-0,612
Volatilidad: SP500	+	0,758**	0,912*	0,126***	0,016	0,097	0,790*
Volatilidad: tasa de cambio	+	3,817***	-0,31	0,029	-0,095	-0,098	2,086*
Dummy: Crisis 08	+	1,376**	1,661*	0,264***	0,306**	0,085*	0,14
Constante		-3,71***	-4,51***	-0,470***	-0,1824***	-0,173	-3,42***
<i>Términos autorregresivos</i>							
ARCH(1)	+	0,121***	0,098**	0,299***	0,377***	0,239***	0,097*
GARCH(1)	+	0,788***	0,825***	0,820***	0,847***	0,909***	0,77***
Coeficiente de asimetría	-	-	-	-0,12***	-0,054**	-0,064**	-
Grados de libertad-Distribución t		1,671***	3,08***	8,67***	1,77***	1,74***	2,15***

Nota: * valor p menor del 10%; ** valor p menor del 5%; *** valor p menor del 1%.

Fuente: estimación de los autores.

en la región como Agudelo y Castaño (2011). Es interesante anotar que en México, este efecto se presenta positivo y significativo, presumiblemente por la mayor inclinación exportadora de sus empresas listadas en bolsa, que contrarresta los efectos del balance de portafolio. Finalmente, controlando por los efectos del SP500 y de la tasa de cambio, la crisis del 2008 explica rendimientos negativos extras en Argentina, Colombia y Perú en la muestra completa (véase cuadro 2).

4.1. Reacción de los mercados accionarios ante anuncios macroeconómicos

Al examinar los cuadros 1 y 2 encontramos que la sorpresa de la inflación tiene el signo esperado en la mayoría de países, si bien solo presenta signo significativo para México en la

segunda muestra. Sin embargo, el efecto de la variable interactiva de inflación con recesión sí es significativa y con el signo negativo esperado para Colombia y Perú en la muestra reducida, y para Colombia en la muestra completa⁶.

Por su parte, la sorpresa del PIB no está relacionada con un efecto significativo en ningún país, con la sola excepción de Chile en la muestra completa, en la que presenta una reacción positiva y altamente significativa (véase cuadro 1). Sin embargo, la interacción del PIB con la

6 El porqué el reporte de la inflación no parece tener un efecto significativo en los mercados accionarios en los otros tres países, merece exploración adicional. En el caso particular de Argentina, puede relacionarse con la reconocida poca credibilidad de la agencia gubernamental que publica dicho dato (Abram, 2008). Se deja para futuros estudios una exploración más a fondo al respecto.

CUADRO 2. Efecto de las sorpresas de los anuncios macroeconómicos en el rendimiento de los índices bursátiles latinoamericanos (2007-2010)

Media: rendimiento	Efecto esp.	Argentina	Brasil	Chile	Colombia	México	Perú
<i>Controles</i>							
SP500	+	0,376***	0,339***	0,189***	0,104***	0,360***	0,438***
Tasa de cambio	-	-0,151	-0,193***	-0,001**	-0,097**	0,041*	-0,247***
Dummy: Crisis 08	-	-0,477*	-0,59	-0,115	-0,063	0,03	-0,221
Sorpesa: inflación	-	-0,163	-0,745	-0,26	-0,053	-1,51*	-0,579
Sorpesa: PIB	ambig.	0,576	-0,283	0,206	-0,103	0,103	0,088
Sorpesa: tasa de interés	-	-	-0,445	-0,251***	-0,723**	-0,427	0,587
Sorpesa: desempleo	ambig.	-0,436	-0,116	-0,702**	-0,069**	-0,445**	-0,117
Sorpesa: balanza comercial	ambig.	0,0003	-0,118	-0,0001	0,0051**	0,001	0,005
Interacción: inflación-recesión	-	-0,932	0,711	0,281	-0,967**	1,508	-1,341*
Interacción: PIB-recesión	+	-0,380*	0,212	-0,492	0,169**	0,166	0,215
Interacción: interés-recesión	-	-	-0,141***	-0,023	-0,310	-0,443*	-0,115
Interacción: desempleo-recesión	-	0,079	-0,183	0,769	0,134	0,678*	0,144**
Interacción: BC-recesión	+	0,007	0,006	-0,001	-0,001	-0,002	-0,001*
Rezago: sorpresa inflación	0	-0,146	0,699	-0,43	-0,092	-0,46	0,205
Rezago: sorpresa PIB	0	-0,331	-0,112	0,142	-0,180**	-0,196	0,006
Rezago: sorpresa tasa de interés	0	-	0,394*	0,166	-0,178	-0,154	-0,045
Rezago: sorpresa desempleo	0	-0,317	0,227	-0,004	0,041	0,443	0,099
Rezago: sorpresa balanza comercial	0	-0,0016	-0,001	0,00001	-0,0002	-0,001	0,001
Expectativa: inflación	0	-0,293	0,076	-0,231*	0,146*	-0,250***	-0,312
Expectativa: PIB	0	0,005***	-0,014	-0,002	-0,004	0,034***	-0,227
Expectativa: tasa de interés	0	-	0,265	0,034***	0,019	-0,006	0,005
Expectativa: desempleo	0	-0,028***	-0,008	-0,0002	0,011*	-0,005	0,003
Expectativa: balanza comercial	0	0,0001*	0,0002	-0,0002	0,0003	0,0002	0,002
Constante		0,047***	0,056*	0,02*	0,009	0,025**	0,058**
<i>Términos autorregresivos</i>							
AR(1)	+	0,091***	,0217	0,183***	0,079***	0,064***	0,108***
Varianza: rendimiento							
<i>Controles</i>							
Día de anuncio: inflación	+	0,072	0,954*	0,1651***	-0,836***	-0,66**	-0,269
Día de anuncio: PIB	+	0,732	-2,274*	-1,23	-1,274**	-1,229***	-1,079
Día de anuncio: tasa de interés	+	-	-0,07	0,205***	0,226	-0,62*	-0,307
Día de anuncio: desempleo	+	-0,22	0,142	0,0121	-0,089	-0,707*	-0,292
Día de anuncio: BC	+	0,14	0,228	-0,124	0,080	0,356	-0,123
Volatilidad: SP500	+	0,419*	1,129***	0,813***	0,875***	1,636***	0,991***
Volatilidad: tasa de cambio	+	0,719	0,183	0,795*	-0,464	-1,392**	1,969***
Dummy: Crisis 08	+	0,306**	0,91*	0,706**	1,266***	0,124	0,0798
Constante		-0,823***	-3,79***	-2,543***	1,377***	-2,68***	-2,167***
<i>Términos autorregresivos</i>							
ARCH(1)	+	0,428***	0,219***	0,344***	0,302***	0,158***	0,136***
GARCH(1)	+	0,709***	0,562***	-	-	-	0,317*
Coeficiente de asimetría	-	-0,119***	-	-0,124**	-0,167***	-	-
Grados de libertad-Distribución <i>t</i>		1,871***	3,749***	7,89***	2,051***	1,467***	2,33***

Nota: * valor *p* menor del 10%; ** valor *p* menor del 5%; *** valor *p* menor del 1%.

Fuente: estimación de los autores.

recesión muestra el efecto positivo esperado en Argentina en la muestra extendida y en Colombia en ambas muestras, acorde con el planteamiento de Gilbert (2011), arriba presentado.

Ahora bien, el signo de dicho efecto interactivo en Argentina aparece negativo en la muestra reducida, pero al sumarlo con el efecto de la sorpresa del PIB se anula, con lo que se con-

cluye que en la recesión más reciente, la sorpresa del PIB no tuvo incidencia en los precios de las acciones.

El cuadro 2 revela que el componente sorpresivo en el anuncio de la tasa de interés muestra un efecto negativo y altamente significativo en Chile y Colombia, acorde con la teoría. Tan solo para estos países, la tasa de interés es un importante determinante del valor de los mercados accionarios, sin presentar un efecto diferencial en recesiones. En contraste, el coeficiente del efecto interactivo, muestra que las sorpresas de esta variable sí tienen un efecto significativo en períodos de recesión para Brasil y México. Este signo negativo permite inferir que ambos mercados accionarios interpretan como buenas noticias una reducción de la tasa de referencia del respectivo banco central en ambos países durante la recesión. El reforzamiento de la reacción durante la recesión, sugiere la existencia de un efecto de asimetría en la reacción del mercado ante los anuncios en los malos tiempos, siendo más fuerte su efecto en épocas malas que buenas.

Los anuncios de la variable desempleo, si bien tienen un efecto teórico ambiguo, muestran un resultado negativo y significativo para Chile, Colombia y México. Es fácil interpretar este resultado, en el sentido de que un reporte de desempleo mayor (menor) del esperado está asociado a una reacción negativa (positiva) de los mercados accionarios, ya que es una señal de mayor (menor) demanda agregada. Al observar el efecto interactivo del anuncio del desempleo con la recesión para México y Perú observamos que este efecto desaparece en la recesión, ya que el coeficiente incremental es de magnitud similar y signo opuesto al del efecto general. Se podría especular como posible explicación que el mercado en épocas de crisis presta mayor atención a otras variables porque asume que el desempleo es una variable rezagada.

Por último, la sorpresa de la balanza comercial solamente se muestra significativa en Colombia con magnitud positiva, y en Perú durante recesiones con magnitud negativa. En el caso de Colombia, una balanza comercial más favorable de lo esperado puede interpretarse como un signo adicional de confianza en el crecimiento del país para los inversionistas.

El resultado en Perú, por otro lado, no permite una explicación satisfactoria.

4.2. Eficiencia de mercado ante los anuncios macro

Examinando los coeficientes de los cuadros 1 y 2 de los rezagos de los anuncios y de las expectativas el día de los anuncios, se encuentra cierta evidencia de ineficiencia en los mercados latinoamericanos. Si bien, no existe una reacción significativa al día siguiente al del anuncio del dato de la inflación en ninguno de los países, en ambas muestras, sí se evidencia una reacción rezagada ante las sorpresas del PIB en Chile, en sentido positivo, y en Colombia en sentido negativo en el cuadro 1. Esta última también se presenta en la muestra reducida. Tomando este resultado junto con el efecto contemporáneo positivo y significativo, se interpreta que en Chile las sorpresas favorables (negativas) del PIB tienen un efecto positivo (negativo) en las acciones en el día del anuncio con tendencia a continuar al día siguiente. En Colombia, por su parte, las sorpresas favorables del PIB (negativas) tienden a asociarse con un efecto negativo (positivo) al día siguiente, posiblemente como una anticipación de políticas contraccionistas (expansivas) por parte del banco central.

Una evidencia adicional de ineficiencia de los mercados latinoamericanos la entregan los coeficientes de las expectativas de las variables macro, que resultan significativos en nueve de los 30 casos en el cuadro 2, sin importar que se esté controlando por la sorpresa misma en el anuncio. En Argentina, por ejemplo, el mercado reacciona ante el valor esperado del PIB, desempleo y balanza comercial en el día del anuncio. Dado que estamos controlando por las sorpresas y que dichas expectativas se forman con anterioridad, se concluye que en el mercado accionario argentino los agentes tienden a reaccionar ante dichos anuncios, independiente del grado de sorpresa que contengan, llevando los precios al alza para los anuncios de balanza comercial y PIB, y a la baja para los de desempleo. Similarmente, los resultados en ambos cuadros indican que las acciones en Chile y México tienden a reaccionar negativamente los días correspondientes a anuncios de la inflación, mientras que en Colombia lo hacen

positivamente, y que México presenta una tendencia positiva en días de anuncios del PIB.

Es destacable que Brasil, el mercado accionario más desarrollado de la región, y uno de los mercados emergentes más importantes en el ámbito mundial no presenta evidencia de ineficiencia en los resultados presentes, con la sola excepción del rezago de la sorpresa del anuncio de la tasa de interés (cuadro 2), que refleja un coeficiente positivo y apenas marginalmente significativo, difícil de conciliar con la teoría.

Una última precisión. Como se discutía anteriormente, la evidencia aquí presentada de patrones de predictibilidad solamente es indicativa de posible ineficiencia. Como ha establecido la literatura de eficiencia de mercado (Fama, 1970), un patrón de predictibilidad solo implica ineficiencia cuando se puede explotar económicamente, después de consideraciones de costos de transacción (Goyenko *et al.*, 2009). En este sentido, si la predictibilidad es débil comparada con la volatilidad del índice o no alcanza a cubrir los costos de transacción no puede hablarse de que se ha encontrado una ineficiencia en el mercado.

4.3. Efectos en la volatilidad

Los resultados de los efectos de las variables de control (ecuación 4) en los cuadros 1 y 2, permiten inferir que la volatilidad del SP500 sí se transmite a los índices latinoamericanos, al menos en los casos de Argentina, Brasil, Chile y Perú para la muestra completa (cuadro 1), y para la totalidad de países desde el 2007 (cuadro 2). Ahora, la volatilidad de la tasa de cambio se transmite a los mercados accionarios solo en los casos de Argentina y Perú en la muestra completa, y en Chile y Perú en la muestra reducida. Es difícil de explicar, por otro lado, el efecto negativo y significativo de la volatilidad de la tasa de cambio en la del mercado accionario mexicano. Finalmente, la crisis del 2008 tuvo un efecto incremental significativo en la volatilidad de todos los mercados latinoamericanos, con excepción de Perú, como se evidencia en el cuadro 2.

En contraste, contrario a lo esperado, los anuncios de la inflación y del PIB tienen el efecto de reducir la volatilidad del mercado accionario en Chile y Colombia, en la muestra com-

pleta (cuadro 1), y en Brasil, Colombia y México en la reducida (cuadro 2). Esta reducción de la volatilidad también se presenta en Colombia y México para los anuncios de la variable inflación en el cuadro 2. Este resultado, si bien paradójico, fue igualmente reportado por Flannery y Protopapadakis (2002) para los Estados Unidos. El incremento de la volatilidad en los anuncios se presenta en el período 2007-2010 (cuadro 2) en Brasil para la inflación, y en Chile para la inflación y la tasa de interés.

5. Conclusiones

Una de las funciones principales de un mercado financiero, desde el punto de vista económico, consiste en proveer señales adecuadas de la valoración de las empresas listadas, de tal manera que se les asignen adecuadamente recursos según su rentabilidad y riesgo. Una condición necesaria para esto es que los precios reflejen adecuada y rápidamente toda la información disponible que afecte el valor económico de las empresas, incluyendo la correspondiente a variables macroeconómicas.

En este estudio hemos investigado si los precios de los mercados accionarios latinoamericanos reaccionan según lo esperado ante los anuncios macroeconómicos. Específicamente investigamos los efectos de los anuncios de la inflación y del crecimiento del PIB, en el período 2003-2010, y los anuncios de la tasa de interés del banco central, el desempleo y la balanza comercial, para el período 2007-2010.

Los modelos teóricos y la literatura previa sugieren que la reacción de los rendimientos accionarios ante sorpresas en los anuncios de la inflación y de la tasa de interés debe ser negativa. Por otra parte, la reacción ante sorpresas en variables de actividad económica como el crecimiento del PIB, el desempleo y la balanza comercial resulta teóricamente ambigua. Además, la literatura sugiere que el efecto de estas últimas variables puede estar condicionado al ciclo económico. Por ejemplo, en expansión, una señal positiva de crecimiento económico sería tomada como malas noticias por el mercado accionario en consideración a la expectativa de una mayor inflación o de una política monetaria contraccionista. En sentido opuesto,

una señal positiva de crecimiento en una recesión será probablemente asumida como buenas noticias por la mayor probabilidad de una recuperación inminente sin presiones inflacionarias.

Tomando en conjunto los resultados de los modelos univariados de rendimientos, en particular los de la muestra más reciente, se encuentra que el mercado accionario de México reacciona, como se espera, ante anuncios de la inflación, el de Colombia ante anuncios de la balanza comercial, Chile y Colombia ante anuncios de la tasa de interés, y estos tres mismos mercados reaccionan en la dirección esperada ante anuncios del desempleo. En el ciclo recesivo, en Colombia se presenta una reacción ante sorpresas en la inflación y el PIB, y en Brasil y México ante sorpresas en la tasa de interés. Por su parte, tres de los países, Argentina, Brasil y Perú muestran poca evidencia de reaccionar ante anuncios macroeconómicos en el ciclo expansivo de la economía. Finalmente, se encontraron algunos casos en los cuales la reacción, aunque significativa, no presentaba un signo conciliable con una explicación teórica plausible. Se concluye que los mercados accionarios latinoamericanos reaccionan en parte ante los anuncios macroeconómicos, pero no a todos los anuncios, ni en todos los casos con los signos esperados.

Los resultados del modelo permitieron establecer que en general, los anuncios macroeconómicos no incrementan la volatilidad en los mercados accionarios, con excepción de unos pocos casos, contrario a lo que la evidencia empírica en otros países y los supuestos teóricos sugieren. Paradójicamente, la evidencia muestra que, en un mayor número de casos los anuncios macro están asociados a reducciones en la volatilidad. Una exploración de este fenómeno desde el punto de vista intradiario, con consideraciones de microestructura de mercados, actividad bursátil y de expectativas, podría ameritar un futuro estudio.

El modelo produce dos resultados adicionales. Primero, se evidencia la existencia de patrones de ineficiencia ante anuncios macroeconómicos en los diferentes países del estudio. Estos patrones de ineficiencia sugieren que la reacción ante la información de los

anuncios no se verifica con la suficiente rapidez en los mercados, sino que en unos ciertos casos se extiende al menos hasta el día siguiente. Además, se encuentra evidencia que en algunos casos, los mercados reaccionan ante el anuncio mismo de la variable macro, sin importar hasta qué punto había sido ya esperada por el mercado. Una exploración más detallada de estos patrones, debería hacerse intradiario, y con consideraciones de costos de transacción para evaluar si los patrones de predictibilidad podrían efectivamente ser explotados económicamente.

Segundo, se confirma la importancia de incluir los rendimientos internacionales y la devaluación en la modelación de los rendimientos accionarios latinoamericanos, tanto en la media como en la varianza, al punto de constituirse en candidatos a factores de riesgo sistémico en un eventual estudio de un modelo multifactorial de rendimientos. Se destaca la evidencia aportada de transmisión de volatilidad de los mercados internacionales y de tasa de cambio a los mercados accionarios latinoamericanos. Adicionalmente, se evidencia la relación negativa entre la devaluación y los rendimientos accionarios, en todos los países con la sola excepción de México. Ahondar sobre los mecanismos causales de esta relación, y cómo se expresa en las empresas, puede ser un valioso tema de investigación posterior.

Diego A. Agudelo

Es profesor titular y director de la Maestría Sc. en Finanzas de la Universidad EAFIT, Medellín, Colombia. Ph. D. en Finanzas, Indiana University, Bloomington, Estados Unidos (2007). Sus áreas de interés en investigación son los mercados financieros, las finanzas internacionales y la microestructura de mercados.

Ángelo Gutiérrez

Es estudiante del pregrado en Economía con énfasis en Economía Matemática, Universidad EAFIT, Medellín, Colombia. Actualmente es estudiante en práctica, Banco de la República, Bogotá, Colombia. Sus áreas de interés en investigación son la economía financiera, la macroeconomía y los mercados financieros.

Referencias

- Abram, A. M. (2008). El Indec: síntoma de decadencia institucional y económica. CIIMA Instituciones y mercados. Consultado el 4 de marzo de 2008, obtenido el 21 de junio de 2011 a través de http://www.eseade.edu.ar/ciima/articulos/030308_c.pdf.
- Agudelo, D., & Castaño, M. (2011). Do foreign portfolio flows increase risk in emerging stock markets? Evidence from six Latin American countries 1999-2008. *Innovar*, 21(39), 131-148.
- Alvarez, M., & Osorno, Y. (2009). *Reacción de los mercados accionarios latinoamericanos a los anuncios macroeconómicos*. Medellín: Universidad EAFIT, Tesis de grado no publicada.
- Adams, G., McQueen, G., & Wood, R. (2004). The effects of inflation news on high frequency stock returns. *Journal of Business*, 77(3), 547-574.
- Amihud, Y. (1996). Unexpected inflation and stock returns revisited—Evidence from Israel. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 28(1), 23-33.
- Arshanapalli, B., d'Ouille, E., Fabozzi, F., & Switzer, L. (2006). Macroeconomic news effects on conditional volatilities in the bond and stock markets. *Applied Financial Economics*, 16, 377-384.
- Bartolini, L., Goldberg, L., & Sacarny, A. (2008). How economic news moves markets. *Current issues in economics and finance*, 14(6), 1-7.
- Benelli, R., & Ganguly, S. (2007). *Financial linkages between the United States and Latin America evidence from daily data*. Manuscrito no publicado IMF N°07/262.
- Bernanke, B., & Kuttner, K. (2005). What explains the stock market's reaction to federal reserve policy? *The Journal of Finance*, 60, 1221-1257.
- Bodie, Z., Kane, A., & Marcus, A. (2005). *Investments* (6th ed., pp. 370-373; 608-613; 636-638). Nueva York: McGraw-Hill.
- Branson, W. H. (1983). Macroeconomic determinants of real exchange risk. En R. J. Herring (Ed.), *Managing foreign exchange risk* (pp. 33-74). Cambridge: Cambridge University Press.
- Chen, N., Roll, R., & Ross, S. A. (1986). Economic forces and stock market. *The Journal of Business*, 59(3), 383-403.
- Chancellor, R. (2000). *Devil take the hindmost: A history of financial speculation*. Nueva York: Plume.
- Chinzara, Z. (2011). Macroeconomic uncertainty and conditional stock market volatility in South Africa. *South African Journal of Economics*, 79, 27-41.
- Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2010). Macroeconomic volatility and stock market volatility, worldwide. En T. Bollerslev, J. Russell & M. Watson (Eds.), *Volatility and time series econometrics: Essays in honor of Robert F. Engle* (pp. 97-116). Oxford: Oxford University Press.
- Dornbusch, R., & Ficher, S. (1980). Exchange rates and the current account. *American Economic Review*, 7(5), 960-971.
- Elton, E., & Gruber, M. (2006). *Modern portfolio theory and investment analysis* (5th ed., pp. 402-404). Nueva York: Wiley and Sons.
- Enders, W. (1995). *Applied econometric time series*. Iowa State University, John Wiley & Sons, Inc.
- Evans, K. (2011). Intraday jumps and US macroeconomic news announcements. *Journal of Banking & Finance*. Forthcoming.
- Fama, E. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 353-417.
- Fama, E. (1981). Stock returns, real activity, inflation and money. *The American Economic Review*, 71(4), 545-565.
- Feldstein, M. (1980). Inflation and the stock market. *The American Economic Review*, 70(5), 839-847.
- Flannery, M. J., & Protopapadakis, A. A. (2002). Macroeconomic factor do influence aggregate stock return. *Review of Financial Studies*, 15, 751-782.
- Frankel, J. A. (1983). Monetary and portfolio-balance models of exchange rate determination. En J. S. Bhandari & B. H. Putnam (Ed.), *Economic interdependence and flexible exchange rates* (pp. 84-115). Cambridge, MA: MIT Press.
- Gilbert, T. (2011). Information aggregation around macroeconomic announcements: Revisions matter. *Journal of Financial Economics*, 101, 114-131.
- Gordon, M. (1962). *The investment, financing, and valuation of the corporation*. Homewood, ILL: Richard D. Irwin.
- Goyenko, R., Holden, C., & Trzcinka, C. (2009). Does liquidity measures measure liquidity? *Journal of Financial Economics*, 92, 153-181.
- Graham, M., Nikkinen, J., & Sahlström, P. (2003). Relative importance of scheduled macroeconomic

- news for stock market investors. *Journal of Economics and Finance*, 27, 153-165.
- Griffin, J., Kelly, P., & Nardari, F. (2010). Do market efficiency measures yield correct inferences? A comparison of developed and emerging markets. *The Review of Financial Studies* 23(8), 3225-3277.
- Hanousek, J., Kocenda, E., & Kután, A. M. (2009). The reaction of asset prices to macroeconomic announcements in new EU markets: Evidence from intraday data. *Journal of Financial Stability*, 5, 199-219.
- Harvey, C. (1991). The world price of covariance risk. *Journal of Finance*, 46(1), 111-157.
- Hodrick, R., & Prescott, E. C. (1997). Postwar U. S. business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29(1), 1-16.
- Jansen, D. W., & Tsai, Ch. (2010). Monetary policy and stock returns: Financing constraints and asymmetries in bull and bear markets. *Journal of Empirical Finance*, 17, 981-990.
- Kim, S., McKenzie, M. D., & Faff, R. W. (2004). Macroeconomic news announcements and the role of expectations: Evidence for US bond, stock and foreign exchange markets. *Journal of Multinational Financial Management*, 14, 217-232.
- Kim, S., & Nguyen, D. Q. T. (2008). The reaction of the Australian financial markets to the interest rate news from the Reserve Bank of Australia and the U.S. Fed. *Research in International Business and Finance*, 22, 378-395.
- Laopodis, N. T. (2011). Equity prices and macroeconomic fundamentals: International evidence. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 21, 247-276.
- Lucey, B., & Zhang, Q. (2007). *Integration analysis of Latin American stock markets 1993-2007*. Manuscrito no publicado, NBER 0801.
- Malkiel, B. (1996). *A random walk down Wall Street: Including a Life-cycle guide to personal investing* (6th ed.). New York: W.W. Norton.
- Merton, R. C. (1995). A functional perspective of financial intermediation. *Financial Management*, 24(2), 23-41.
- Muller, A., & Verschoor, W. F. C. (2007). Asian foreign exchange risk exposure. *Journal of the Japanese and International Economies*, 21(1), 16-37.
- Nelson, D. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica*, 59, 347-370.
- Pearce, D. K., & Roley, V. V. (1985). Stock prices and economic news. *The Journal of Business*, 58(1), 49-66.
- Rangel, J. G. (2011). Macroeconomic news, announcements, and stock market jump intensity dynamics. *Journal of Banking & Finance*, 35, 1263-1276.
- Rozo, P., & Rojo, C. A. (2008). *El impacto de las tasas de interés internas en el mercado accionario colombiano en el período 2001-2006*. Bogotá: Universidad de la Salle.
- Sadegi, M. (1992). *Stock market response to unexpected macroeconomic news: The Australian evidence*. Manuscrito no publicado, IMF N° 92/61, Washington.
- Schwert, G. W. (1981). The adjustment of stock prices to information about inflation. *The Journal of Finance*, 36(1), 15-29.
- Shiller, R. J. (1981). Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? *American Economic Review*, 71(3), 421-436.
- Shiller, R. J. (2006). *Irrational exuberance* (2nd ed.). Princeton: Princeton Ed.
- Vahamaa, S. (2009). A note on the impact of scheduled macroeconomic news announcements on implied volatility. *Applied Economics Letters*, 20(16), 1783-1789.
- Waud, R. (1970). Public interpretation of Federal Reserve discount rate changes: Evidence on the "announcement effect". *Econometrica*, 38, 231-250.
- Wongswan, J. (2006). Transmission of information across international equity market. *The Review of Financial Studies*, 19(4), 1157-1189.

RECEPCIÓN DEL ARTÍCULO: 23/12/2009

ENVÍO EVALUACIÓN A AUTORES: 12/06/2010

RECEPCIÓN CORRECCIONES: 23/06/2011

ACEPTACIÓN ARTÍCULO: 11/08/2011